نمذجة قياسية لمحدّدات الادخار المحلي في الجزائر خلال الفترة 1980-2012

عكريش كمال و جميل عبد الجليل

جامعة جيلالي لبابس سيدي بلعباس

Abstract :

The main objective of this research paper is to investigate the long run relationship between domestic saving rate and several explanatory variables that were expected to have a strong influence on the behavior of domestic saving. These variables are : domestic saving ratio lagged one year, inflation rate, real deposit rate,gross domestic product per capita and financial deeping in Algeria through the period (1980-2012) using Johansen-Juselius (1990) cointegration test and Error Correction Model (ECM) according to the methodology of Engel-Granger. Results of ADF and P-P tests indicate that both series are cointegrated of order one I(1). Add to that, the outcomes of cointegration analysis confirm a positive relationship between domestic saving ratio lagged one year,GDP per capita,real deposit rate and domestic saving rate in the long run, and negative correlation between financial deeping,inflation rate and domestic saving rate. The estimated cointegration model revealed that the determination coefficient is very high at 0.898. This indicated that the explanatory variables explained 89.8% of the changes in the domestic saving in Algeria .Results of the ECM have illustrated that the error-correction term is negative and significant with an adjustment coefficient of (-0.780), pointing out that changes in domestic saving rate adjust to its equilibrium level in the long run with 78% of the adjustment taking place within the first year.

Keywords : domestic saving,co-integration,Error correction model.

الملخص:

تهدف هذه الورقة البحثية إلى التحقق من وجود علاقة طويلة الأمد بين معدّل الادخار المحلي والمتغيرات التفسيرية المتمثلة في معدّل الادخار المحلي مبطأ بسنة واحدة، الناتج الداخلي الخام الفردي، معدّل الفائدة الحقيقي على الايداع، درجة العمق المالي ومعدّل التضخم في الجزائر خلال الفترة 1980-2012 باستخدام اختبار جوهانسن للتكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ وفق منهجية انجل- غرانجر. نتائج اختباري ديكي- فولر المطوّر وفيليب بيرون للاستقرارية أثبتت أن كل السلاسل الزمنية المستخدمة في هذه الدّراسة متكاملة من نفس الرتبة. كما أن نتائج تقدير العلاقة التوازنية الطويلة الأمد بين متغيرات النموذج أشارت إلى وجود علاقة طردية بين معدّل الادخار المحلي المبطأ، الناتج الداخلي الخام الفردي و معدّل الفائدة الحقيقي على الايداع من جهة ومعدّل الادخار المحلي من جهة أخرى. في حين أن الارتباط بين معدّل التضخم، درجة العمق المالي ومعدّل الادخار سالب. معامل التحديد على المدى الطويل يقدر بـ 0.898 ممّا يعني أن المتغيرات التفسيرية التي تضمنها النموذج تشرح 98.8 بالمائة من

تغيّرات الادخار المحلي. تقدير نموذج تصحيح الخطأ أشار إلى أن معامل التصحيح سالب ومعنوي (-0.780) ممّا يعني أن معدّل الادخار المحلي يتعدّل نحو قيمته التوازنية في كل فترة زمنية بنسبة 78 % من اختلال التوازن المتبقي من الفترة السابقة. وبعبارة أخرى عندما ينحرف معدّل الادخار المحلي في المدى القصير عن قيمته التوازنية في المدى الطويل فإنه يتم تصحيح ما يعادل 78.08 % من هذا الانحراف في المدى القصير.

الكلمات المفتاحية: الادخار المحلي، التكامل المشترك، نموذج تصحيح الخطأ.

مقدمة عامة

يعتبر موضوع الادخار من المواضيع التي لقيت جدلا كبيرا بين الباحثين في التحليل الاقتصادي نظرا لأهميته في التأثير على متغيرات النشاط الاقتصادي، ولهذا انصب اهتمام الكثير من الدّراسات التطبيقية في محاولة البحث في محدّدات الادخار.

فقد أعطت نظرية التعديل أهمية لدور الادخار السابق حيث أقرّت بأن هناك ارتباط موجب بين معدّل الادخار في الفترة الحالية وقيمه في الفترات السابقة من خلال عمليّة التعديل المتواصلة والتي تمسّ مختلف متغيّرات النشاط الاقتصادي.

بالنسبة لمتغيرات دورة الحياة فإن الناتج الداخلي الخام الفردي ومعدّل نمو الناتج الحقيقي تعتبر عوامل أساسية في تحديد مستوى ادخار الأعوان الاقتصاديين حيث أن فرضية الدخل المطلق لكينز أولت أهمية بالغة للناتج الفردي باعتباره محفزا للادخار.وبشكل مماثل فإن فريدمان و موديغلياني توصّلا إلى أن هناك علاقة موجبة بين الادخار ومعدّل نمو الدخل الحقيقي. إلا أن البت في اتجاه السببية بين هذين المتغيرين بقي غير حاسما. ومن بين العوامل التي لها تأثير على الادخار هو الهيكل الديمغرافي حسب السن حيث أن ارتفاع نسبة السكان غير النشطة – الأقل من 15 سنة والمتقاعدون تؤدي إلى انخفاض مستويات الادخار المحلي كما جاء في دراسة اندو وموديغلياني. وتمارس البيئة المالية أيضا أثرا على مستوى الادخار من خلال درجة العمق المالي ومعدّلات الفائدة .

بالنسبة لمعدّل الفائدة فإنه المتغيّر الذي حظي باهتمام كبير جدا من طرف الاقتصاديين في تحديد الادخار باعتبار أن هناك علاقة مباشرة بينهما لكون معدّل الفائدة مردود الادخار وثمن التنازل عن الاستهلاك.

سنحاول من خلال استقرائنا لبعض الدّراسات التطبيقية استخلاص أهم العوامل المحدّدة للادخار وصياغتها في نموذج قياسي.

أهداف البحث:

نهدف من خلال هذه الورقة البحثية إلى صياغة وتقدير نموذج قياسي لتفسير تغيّرات الادخار المحلي في الجزائر من خلال تحديد أهم المتغيرات التفسيرية التي يعتقد أنها تؤثر على هذا النوع من الادخار. كما

نسعى إلى قياس مدى استقرار الادخار المحلي وعدم تعرضه لتغيّرات هيكلية من خلال اختبار استقرار النموذج الذي سوف يتم تحديده وتقديره في هذه الدّراسة.

أهمية البحث:

تكمن أهمية هذه الدّراسة فيما يلي:

- يعتبر الادخار عاملا أساسيا في تحقيق التنمية الاقتصادية وبلوغ معدّلات نمو مرتفعة حيث شكل الادخار المحلي سنة 2006 حوالي 57 % من الناتج الداخلي الخام في الجزائر وهي أعلى نسبة له خلال الفترة 1980- 2012. لذلك فإن تنمية الادخار المحلي من خلال سياسات اقتصادية فعالة من شأنه التأثير على متغيرات اقتصادية رئيسية مثل الاستهلاك الاستثمار والمستوى العام للأسعار.
- إن إعطاء الأولوية ضمن السياسة المالية للحكومة للاستثمار في مشاريع البنية التحتية يتطلب مصادر تمويل كافية. لهذا فإن تنمية الادخار المحلي يعتبر أحد أهم هذه المصادر.
- إن محاولة نمذجة دالة الادخار في الجزائر يزيد من إثراء الدّراسات التطبيقية في هذا المجال.

وقد قسمنا البحث إلى مقدمة عامة، الدّراسات التطبيقية، التحليل القياسي للبيانات و في الأخير تطرقنا للنتائج و التوصيات.

I. الدّراسات التطبيقية:

دراسة Loayza, Schmidt-Hebbel,Serven (2000) [1]: كشفت هذه الدّراسة عن وجود اختلاف في العوامل المحدّدة و المفسّرة لتغيرات الادخار، و مردّ هذا الاختلاف يرجع إلى المتغير الذي اختير ليكون معبّرا عن الادخار، و كذلك حجم و طبيعة عينة الدّول محلّ الدّراسة. و من العوامل المحددة للادخار التي تناولتها هذه الدراسة: معدّل الاستثمار المحلي حيث تبين أن أثره على الادخار الوطني موجب و كذلك على الادخار الخاص (إلا أنه ضعيف نوعا ما)، بينما أثره سلبي على ادخار العائلات في الدول الصناعية. بالنسبة للدخل الفردي فإن معامل ارتباطه لعينة الدول السائرة في طريق النمو أكبر منه للدول الصناعية. معامل ارتباط معدل نمو الدخل الفردي للدول الصناعية أكبر منه للدول السائرة في طريق النمو. وبالنسبة للكتلة النقدية أثرها على الادخار الخاص موجب و معنوي.

دراسة P.R.Masson,T.Bayoumi,H.Samiei(1998) [2]: تطرّقت هذه الدراسة إلى محدّدات الادخار الخاص على مستوى دولي مع أخذ عينة صغيرة من الدّول، و قد توصّل الباحثون إلى النتائج التالية:

الهيكل الديمغرافي متمثلا في نسبة الاعالة له أثر سالب على الادخار الخاص في الدّول الصناعية بينما أثره غير واضح بالنسبة للدول السائرة في طريق النمو. و هناك ارتباط موجب بين نمو النشاط الاقتصادي و الادخار الخاص، إلا أن اتجاه السببية بينهما لا يمكن تمييزه، و بالنسبة للدّخل الفردي فإن اثره على الادخار الخاص موجب ، لكنه ابتداء من مستويات الدّخل المرتفعة أصبح أثره سالبا سواء في الدّول

الصناعية أو في الدول السائرة في طريق النمو، اما فيما يتعلق بالارتباط بين معدّل الفائدة الحقيقي و الادخار سجلت النتائج التجريبية لهذه الدّراسة تطابقها مع النظرية الاقتصادية بالنسبة للدّول الصناعية فارتفاع معدّل الفائدة الحقيقي يؤدي إلى استجابة موجبة للادخار الخاص. فيما يتعلق بمعدّلات التبادل فإن أثرها على الادخار الخاص موجب في الدّول الصناعية، و سالب بالنسبة للدول السائرة في طريق النمو، وما نتج عن الصدمات البترولية لسنوات 1973 و 1979 خير دليل على ذلك، حيث أدت إلى تدهور معدّلات التبادل للعديد من الدول الصناعية ممّا أدى الى انخفاض معنوي في مستويات الادخار و الاستثمار، أما بالنسبة للدّول المصدرة للبترول فإن هذه الصدمات أدت إلى تحسين معدّلات التبادل، و بالتالي ارتفاع مستوى الادخار.

دراسة I.A.Elbadawi,F.M.Mwega (1998) [3]: حاول الباحثان من خلال هذه الدّراسة إجراء مقارنة فيما يخص دالة الادخار الخاصة بين الدّول الأفريقية جنوب الصحراء و الدول السائرة في طريق النمو، أو بين الدول الأسيوية ذات الاقتصاديات الأكثر أداء، أو لدول أمريكا اللاتينية ممّا سمح بتحديد كل من معدلي الادخار الخاص لمجموعتي الدّول يختلف عنه للدول الأسيوية.

أثبتت نتائج الدّراسة أن الناتج الداخلي الخام الفردي لديه أثر موجب و معنوي (حوالي 0.033) و نفس النتيجة بالنسبة لمعدّل النمو الفردي، ممّا يدلّ على وجود علاقة سببية تبادلية بين الادخار الخاص و النمو. كما أن نمو معدّلات التبادل له أثر موجب و معنوي على الادخار الخاص. أما بالنسبة للمتغيرات الديمغرافية متمثلة في نسبة الإعالة فإن أثرها سلبي و معنوي، و بالموازاة، متغيّرات سياسة الميزانية سجّلت أثرا كبير و معنويا على الادخار الخاص. فارتفاع الادخار العام يؤدي إلى انخفاض الادخار الخاص ممّا يدلّ على وجود علاقة تعويض بينهما، كما أن نفقات الاستهلاك الحكومي تتغيّر في نفس اتجاه الادخار الخاص. و عند مستوى معين لمعدّل الادخار العام، فإن السياسات التي تهدف إلى تخفيض الانفاق الحكومي لها أثر سالب على معدّل الادخار الخاص.بالنسبة لمعدّل التضخم، باعتباره معبّرا عن درجة استقرار الوضع الاقتصادي له أثر سالب و معنوي. وفي الأخير، نسبة المساعدات الخارجية إلى الناتج الداخلي الخام، و التي تعكس درجة تبعية الاقتصاد للمساعدات الخارجية سجلت أثرا سالبا و معنويا على الادخار الخاص.

دراسة S.Edward (1995) [4]: شملت الدّراسة عينة صغيرة من الدّول باستخدام طريقة الآثار الثابتة، و طريقة الفترات أو اللحظات المعمّمة (GMM). من النتائج الأكثر أهمية في هذه الدّراسة هو دور الادخار العام في تحديد الادخار الخاص، حيث وجد أن ارتفاع الادخار العام بـ1% يؤدي إلى انخفاض الادخار الخاص بـ0.55% و تحسن معتبر في الادخار الوطني بـ0.45% هذا الارتفاع في الادخار الوطني هو نتيجة مستوى مرتفع من النمو و تراكم رأس المال، حيث أن نموا قويا يولّد ادخارا مرتفعا و الذي بدوره يؤدي إلى نمو أكثر ارتفاعا.

دراسة M.Ogaki, J.D.Ostry, C.M.Reinhart (1995) [5]: تهدف هذه الدّراسة إلى معرفة مدى استجابة الادخار الخاص لتغيرات معدّل الفائدة الحقيقي، و قد شملت الدّراسة عينة صغيرة من الدّول ذات مستويات متفاوتة من الدخل لتقدير نموذج تتغيّر فيه مرونة الاحلال المتزامنة للاستهلاك مع تغيرات مستوى الثروة.

توصلت الدّراسة إلى أن نمو معدّل الفائدة الحقيقي بـ1% يؤدي إلى نمو الادخار الخاص بـ1% بالنسبة للدول الأكثر فقرا، و6.6 % بالنسبة للدّول الغنية. النتيجة الأساسية من هذه الدّراسة تتمثل في اختلاف استجابة الادخار لمعدّلات الفائدة بين الدّول محل الدّراسة، و مردّ هذا الاختلاف هو نتيجة الاختلاف في مستويات دخل هذه الدول.

دراسة K.Schmidt-Hebbel,S.B.Webb,G.Corsetti (1992) [6]: استخدمت هذه الدراسة نموذج الآثار الثابتة لعينة تتكون من 10 دول نامية، وقد توصل الباحثون إلى أن:

متغيّرات الدخل تمارس أثرا ايجابيا على معدّل الادخار، وهو ما يتوافق مع غالبية الدّراسات التي شملت الدّول النامية، وقد تبين أن ارتفاع معدّل نمو الدخل الفردي يعتبر أفضل وسيلة لتحقيق معدّلات ادخار أكثر ارتفاعا.

في هذا النموذج، معامل التحويلات سالب و مرتفع ممّا يعني أن الافراد يستهلكون المداخيل المحصلة من التحويلات أكثر من المداخيل المتاتية من مصادر أخرى. بالنسبة لمعدّل الفائدة، فإن أثره على ادخار العائلات ضعيف، سلبي و غير معنوي، هذه النتيجة تثبت التأثير الهامشي و الضعيف لمعدّل الفائدة الحقيقي في تحديد الاستهلاك و الادخار كما أثبتته العديد من الدّراسات الحديثة. بالنسبة للتضخم، فإن أثره على الادخار سلبي وغير معنوي، و هذا نتيجة وجود ارتباط خطي بين معدّل الفائدة الحقيقي و معدّل التضخم، إلا أنه بعد حذف معدّل الفائدة الحقيقي من النموذج، فإن معدّل التضخم أصبح معنويا عند مستوى 10%، و مع ذلك فإن معدّل الفائدة الحقيقي يبقى غير معنوي حتى مع حذف معدّل التضخم.

هذه النتائج تدلّ على أن تخفيض معدّل التضخم يشجع على الادخار بينما ارتفاع معدّل مكافأة الودائع نسبيا مع التضخم ليس له أي أثر على الادخار. معامل نسبة النقود إلى الدخل سالب و معنوي ضمن تقديرات الآثار الثابتة. نسبة الإعالة أثرها على الادخار ضعيف إلا أن معنوية هذا المتغير تتعلّق بتقنية التقدير المستخدمة.

II. منهجية التحليل القياسي للبيانات:

بناء على الدّراسات التطبيقية التي تناولت محدّدات الادخار فإن المتغيرات التي يمكن اعتبارها أكثر معنوية وأثرا على الادخار المحلي هي:

2-1. متغيرات الدراسة:

البيانات المستخدمة في دراستنا هذه هي بيانات سنوية للفترة 1980-2012 تم تجميعها من قاعدة بيانات البنك العالمي المنشورة على موقعه الالكتروني والخاصة بالجزائر على الرابط (http://donnees.banquemondiale.org/pays/algerie#).

1- **معدّل الادخار المحلي (TEP_t):** نسبة الادخار المحلي الى الناتج الداخلي الخام ويمثل المتغير الذي نسعى لتفسير تغيراته

2- **معدّل ادخار الفترة السابقة (TEP_{t-1}):** وجود فترة تباطؤ في نموذج الاستهلاك والادخار الجاري يؤدي إلى تأخير أو حتى إلغاء أثر الصدمات الخارجية كارتفاع تدفقات رؤوس الأموال الأجنبية فمعدّلات الادخار السابقة تلعب دورا محفزا للادخار الجاري.

3- **نصيب الفرد من الناتج الداخلي الخام ($PIBPC_t$)** بناء على الفرضية الكينزية للدخل المطلق فإنه يوجد علاقة طردية بين الناتج الفردي و الادخار. فحتى بالنسبة لذوي الدخل المنخفض فإن ادخارهم لا يكون بالضرورة معدوما نظرا أنه لا يكفي إلا لتغطية تكاليف الحدّ الأدنى للمعيشة، بل إنهم يسعون إلى تشكيل احتياطات لمواجهة تقلبات في مداخيلهم إلا أن معامل الدخل ضمن نموذج الادخار يكون غير معنوي بالنسبة لهذه الفئة. ومن جهة أخرى فإن الأفراد ذوي الدخل المرتفع يشكلون ادخارات لتلبية الاستهلاك المستقبلي(K.Schmidt-Hebbel,S.B.Webb and G.Corsetti 1992) [7] فارتفاع الدخل الفردي يؤدي إلى معدّلات ادخار مرتفعة. إلا أن هذه العلاقة قد تكون غير حاسمة بالنسبة للدول الغنية لأن فرص الاستثمار فيها تكون ضعيفة لتشبّع السوق الداخلية.

4- **نسبة الاعالة العمرية (RD_t):** وهي نسبة السكان الأكثر من 65 سنة إلى فئة السكان النّشطة تحصلنا عليها من موقع الديوان الوطني للإحصائيات وهي تغطي فترة الدراسة. يقيس هذا المتغير أثر الهيكل الديمغرافي حسب السن على الادخار. فقد أولت نظرية دورة الحياة اهتماما بأثر الهيكل الديمغرافي حسب السن في تحديد السلوك الادخاري. حسب هذه النظرية فإن ادخار الأفراد يكون سالبا خلال مرحلة اللانشاط- قبل بلوغ سن العمل- ثم موجبا خلال مرحلة النشاط والانتاجية ثم سالبا من جديد عندما يكبرون في السن ويحالون إلى التقاعد. وعلى هذا فإنه إذا كانت فئة السكان الغير نشطة أكبر من الفئة النشطة فإن الادخار المحلي يكون ضعيفا. وقد اختبر كل من (A. Ando and F.Modigliani,1963) [8] هذه الفرضية ليجدا أن الاستهلاك حسب السن يلعب دورا محدّدا في تشكيل الادخار. فارتفاع سريع في وتيرة النمو السكاني يؤدي إلى ارتفاع نسبة الفئة الغير نشطة - الأقل من 15 سنة - ممّا ينعكس سلبا على الادخار إلا إذا صاحب هذا الارتفاع السكاني ارتفاعا في الدخل و انخفاضا في استهلاك الفئة النشطة. وبالتالي فإن نظرية دورة الحياة تعتبر أن العلاقة بين معدّل الادخار المحلي ونسبة الاعالة العمرية هي علاقة عكسية. وهذا ما أثبتته العديد من الدّراسات كدراسة I.A.Elbadawi,F.M.Mwega (1998).[9] إلا أنه إذا كانت الجهود الادخارية الموجهة

لتمويل التقاعد غير مهمة نظرا لوجود قنوات بديلة فإن أثر نسبة الاعالة العمرية على الادخار يكون موجبا (A.Deaton,C.Paxson 1999) [10].

5- **معدّل الفائدة الحقيقي (TIR_t)** وهو معدّل الفائدة للإيداع الحقيقي تحصلنا عليه بطرح معدّل التضخم(معدّل نمو الأرقام القياسية للاستهلاك) من معدّل الفائدة الاسمي للودائع بناء على بيانات البنك العالمي الخاصة بالجزائر. إن الجدل حول مرونة الادخار بالنسبة لمعدّل الفائدة الحقيقي يتركز حول نقطتينّ:

– أثر معدّل الفائدة على مستوى الادخار؛

– أثر معدّل الفائدة في التحكيم بين اقتناء أصول مالية أو أصول حقيقية.

فارتفاع معدّل الفائدة الحقيقي يقلّص القيم الحالية للدّخل المستقبلي ممّا يدفع الأعوان الاقتصاديين إلى احلال الاستهلاك الحالي باستهلاك مستقبلي أكبر وهو ما يعرف بأثر الاحلال. كما أن ارتفاع معدّل الفائدة الحقيقي يؤدي إلى ارتفاع دخل الفائدة الذي يسمح للمستهلك بتحقيق مستوى مرتفع من المنفعة وهو أثر الدخل. وبالتالي فإن الأثر الكلي الناتج عن ارتفاع معدّل الفائدة هو محصلة مجموع الأثرين. وهناك دراسات تطبيقية مثل (B.Balassa,1989)[11] و (C. Reinhart and J. Ostry,1995)[12] أثبتت أن أثر معدّل الفائدة الحقيقي على الادخار موجب هذا من جهة. ومن جهة أخرى فإن معدّل مرتفع لمردودية الأصول المالية قد يؤدي إلى ارتفاع الادخار وتقليص امتلاك الأصول الحقيقية.

6- **درجة عمق النظام المالي ($M2/PIB)_t$** :تقاس درجة عمق وتطور النظام المالي بنسبة عرض النقود بالمعنى الواسع إلى الناتج الداخلي الخام. لقد تناول (J.Thornton,1994)[13] أهمية عمق وتطوّر النظام المالي في رفع جهود الادخار. فتوفر بيئة مالية أكثر عمقا في الاقتصاديات النامية مرتبط بمدى توفر الوسائل الادخارية واستعمال الأصول المالية للحفاظ على مستوى محدّد من الثروة يؤدي إلى ارتفاع الادخار. ومع ذلك فإن تطوّر النظام المالي الذي يتمثل بالأساس في تحرير الأسواق المالية يمكنه أن يرفع من معدّل المردود الحقيقي للأصول المالية وبالنتيجة ارتفاع الادخار.

7- **معدّل التضخم (INF_t)** يعتبر معدّل التضخم(معدّل نمو الأرقام القياسية للاستهلاك) مؤشرا عن عدم الاستقرار الاقتصادي. وقد أثبتت دراسة (Howard, David H,1978) [14] إن الادخار يخضع لأثر الاستقرار الاقتصادي.

كما أن التضخم يمكنه أن يقلص الاستهلاك الحالي والثروة ممّا يدفع بالادخار نحو الارتفاع (S.Edward 1996)[15]إلا أن (P.R.Masson ,T.Bayoumi,H.Samiei 1998) [16] توصّلوا إلى وجود ارتباط سلبي بين معدّل الادخار ومعدّل الفائدة.

2-2. صياغة النموذج:

في دراستنا هذه فإن معدّل الادخار هو دالة في المتغيّرات التي عرفناها آنفا:

$$TEP_t = f(TEP_{t-1}, PIBPC_t, TIR_t, (M2/PIB)_t, INF_t, RAD_t) \qquad [1]$$

على افتراض أن النموذج خطي فإنه يأخذ الشكل التالي:

$$TEP_t = a_0 + a_1.TEP_{t-1} + a_2.PIBPC_t + a_3.TIR_t + a_4.(M2/PIB)_t + a_5.INF_t + a_6.RAD_t + \varepsilon_t \qquad [2]$$

إن تقدير هذا النموذج يتطلب اجراء اختبار استقرارية السلاسل الزمنية أولا ثم نتبعها باختبار تعدّدية الارتباط الخطي بين المتغيرات المستقلة للنموذج. وهذا لتفادي المشاكل القياسية التي تؤدي إلى ظهور انحدار زائف.

2-3. اختبار استقرارية ودرجة تكامل متغيرات النموذج:

لاختبار استقرارية متغيّرات النموذج وتحديد رتبة تكامل كل متغير على حدة فإن ذلك يتطلب إجراء اختبار جذر الوحدة (unit root test) ولهذا سوف نستخدم اختبارين هما اختبار ديكي- فولر المطور (Augmented Dickey-Fuller test) واختبار فيليب- بيرون (Phillips-Perron test). ومن المعلوم أن اختبار ADF test قائم على فرضية أن السلسلة الزمنية متولدة بواسطة عملية الانحدار الذاتي AR بينما اختبار P-P test قائم على افتراض أكثر شمولية وهو أن السلسلة الزمنية متولّدة بواسطة عملية الانحدار الذاتي للاوساط المتحركة المتكاملة **Autoregressive integrated moving average**)ARIMA). ولذا يرى بعض الاحصائيين أن اختبار فيليب- بيرون له قدرة اختبارية أفضل من اختبار ديكي- فولر خاصة عندما يكون حجم العينة صغيرا أو يكون هناك تضارب في نتائج الاختبارين. نتائج الاختبارين موضحة في الجدول01

الجدول 01 نتائج اختبارات جذر الوحدة لمتغيرات النموذج

الاختبار / المتغيرات		ADF test		P-P test		النتيجة (القرار)
		ثابت	ثابت واتجاه	ثابت	ثابت واتجاه	
TEP	المستوى	-1.595688 0.4759	-1.904071 0.6347	-1.648330 0.4496	-1.978294 0.5959	I(1)
	الفرق الأول	-6.221461 0.0000	-6.136079 0.0000	-6.221919 0.0000	-6.132234 0.0000	

TEP_{t-1}	المستوى	-1.552706 0.4972	-1.866229 0.6536	-1.607186 0.4699	-1.939276 0.6160	I(1)
	الفرق الأول	-6.152930 0.0000	-6.065648 0.0001	-6.154449 0.0000	-6.062377 0.0001	
PIBPC	المستوى	-2.297482 0.1776	-4.742719 0.0028	-1.109307 0.7034	-1.552527 0.7947	I(1)
	الفرق الأول	-7.443778 0.0000	-7.460748 0.0000	-7.296152 0.0000	-7.288744 0.0000	
TIR	المستوى	-1.259611 0.6358	-2.436946 0.3550	-1.195222 0.6642	-2.546324 0.3055	I(1)
	الفرق الأول	-3.655415 0.0108	-1.782666 0.6813	-6.047741 0.0000	-5.891189 0.0002	
M2/PIB	المستوى	2.107124 0.2430	-2.126980 0.5160	-1.717430 0.4154	-1.732455 0.7189	I(1)
	الفرق الأول	-5.231746 0.0001	-5.164498 0.0007	-5.151893 0.0001	-5.077477 0.0009	
INF	المستوى	-2.060466 0.2611	-2.092336 0.5349	-2.172460 0.2189	-2.192741 0.4811	I(1)
	الفرق الأول	-5.847276	-5.796213	-5.851542	-5.800145	

	0.0001	0.0000	0.0001	0.0000		
I(2)	-0.368179 0.9857	-1.335778 0.6041	-3.641619 0.0384	-3.484444 0.0135	المستوى	RAD
	-1.673602 0.7449	-1.502088 0.5226	-1.052016 0.9249	-1.602522 0.4720	الفرق الأول	
	-4.529159 0.0043	-4.587466 0.0007	-4.434463 0.0055	-4.496431 0.0009	الفرق الثاني	

المصدر: جمع من طرف الباحثان بناء على مخرجات برنامج EViews 8.

يتضمن الجدول قيم احصائية تاو (τ-statistic) المحسوبة لكل متغير والاحتمال المرافق لها وقد كشفت نتائج الاختبارين بناء على هذه القيم أن متغيّرات النموذج ليست ساكنة في المستوى وتسكن بعد أخذ الفرق الأول باستثناء نسبة الاعالة العمرية فهي ساكنة بعد أخذ الفرق الثاني وفي حالة تعارض نتائج الاختبارين أعطيت الأولوية لاختبار فيليب- بيرون للأسباب التي سبق ذكرها. وهذا عند مستويات المعنوية 1%-5%-10%.

إذن غالبية متغيرات النموذج متكاملة من الدرجة الأولى ماعدا نسبة الاعالة العمرية فهي متكاملة من الدرجة الثانية.

2-4. اختبار تعددية الارتباط الخطي بين المتغيرات المستقلة:

إن وجود ارتباط ذاتي بين المتغيرات المستقلة قد ينتج عنه مشاكل قياسية كالارتباط الذاتي بين بواقي التقدير وبالتالي فإن النموذج المحصل عليه قد يكون زائفا. لهذا سنتفحص مصفوفة الارتباط التالية:

الجدول 02 مصفوفة الارتباط الخطي المتعدد

	TEP_{t-1}	PIBPC	TIR	M2/PIB	INF	RAD
TEP_{t-1}	1	0.783	-0.679	0.069	-0.437	0.861
PIBPC		1	-0.564	0.440	-0.568	0.911

TIR			1	0.264	0.508	-0.532
M2/PIB				1	-0.261	0.331
INF					1	-0.594
RAD						1

المصدر : من اعداد الباحثان بناء على مخرجات برناج EViews 8

ما تكشفه مصفوفة الارتباط الخطي بين المتغيرات المستقلة للنموذج وجود ارتباط قوي بين نصيب الفرد من الناتج الداخلي الخام ونسبة الاعالة العمرية (0.91) من جهة ومعدل الادخار المحلي المبطا بفترة واحدة ونسبة الاعالة العمرية من جهة اخرى (0.861). لتفادي المشاكل القياسية التي قد تنجم عن هذا الارتباط لابد من حذف المتغير الأقل معنوية في تفسير تغيّرات معدّل الادخار المحلي. وبناء على تقديرات نموذج الانحدار المحصل عليه من برنامج EViews 8 فإن المتغيّر الذي يجب حذفه من النموذج هو نسبة الاعالة العمرية لكونه غير معنوي مقارنة بنصيب الفرد من الناتج الداخلي الخام ومقارنة مع معدل الادخار المبطا. فنصيب الفرد من الناتج الداخلي ومعدل الادخار الفترة السابقة يتمتعان بمعنوية اقتصادية واحصائية في تفسير تغيرات الادخار المحلي كما أثبتته الدّراسات النظرية والتجريبية.

وعلى هذا فان النموذج سوف يأخذ الشكل التالي:

$$TEP_t = a_0 + a_1.TEP_{t-1} + a_2.PIBPC_t + a_3.TIR_t + a_4.(M2/PIB)_t + a_5.INF_t + \varepsilon_t \qquad [3]$$

بما أن متغيرات النموذج الآن كلها من متكاملة من الدرجة الأولى فان هذا يوحي بإمكانية وجود تكامل مشترك بينها. ولهذا سوف نقوم بإجراء اختبارات التكامل المشترك.

2-5. اختبار التكامل المشترك co-integration test:

2-5-1. اختبار انجل-غرانجر [17]: يقوم اختبار التكامل المشترك لانجل- غرانجر على أنه اذا كان مستوى متغيرات النموذج غير ساكن ولكنها تسكن بعد أخذ الفرق الأول فهي في هذه الحالة متكاملة من الدرجة الأولى. وإذا أمكن توليد مزيج خطي من هذه المتغيرات يتصف بالسكون أو متكامل من الدرجة صفر فإنه في هذه الحالة تصبح المتغيرات آنيا متكاملة تكاملا مشتركا وبالتالي فإن نموذج الانحدار الذي يستخدم مستوى المتغيرات لا يكون زائفا.

بما أن متغيرات النموذج كلها متكاملة من نفس الرتبة ننتقل إلى الخطوة الثانية وهي توليد مزيج خطي ساكن وهذا عن طريق فحص استقرارية بواقي تقدير معادلة الانحدار [3].

ويكون المزيج الخطي المتمثل في سلسلة البواقي كالتالي:

$$\varepsilon_t = TEP_t - (a_0 + a_1.TEP_{t-1} + a_2.PIBPC_t + a_3.TIR_t + a_4.(M2/PIB)_t + a_5.INF_t) \quad [4]$$

أظهرت نتائج فحص استقرارية البواقي- اعتمادا على مخرجات برنامج افيوز 8- أنها ساكنة في المستوى بناء على اختباري ديكي-فولر المطور وفيليب- بيرون. وهي موضحة في الجدول التالي:

الجدول 03 اختبارات استقرارية بواقي تقدير انحدار التكامل المشترك

	ثابت	ثابت واتجاه	بدون ثابت ولا اتجاه
(at ADF test level)	-4.731 (0.0006)*	-4.65 (0.0040)*	-4.813 (0.000)*
(at level) P-P test	-4.714 (0.0006)*	-4.632 (0.0042)*	-4.792 (0.000)*

المصدر : من اعداد الباحثان بناء على مخرجات برنامج EViews 8

بما أن سلسلة بواقي تقدير معادلة الانحدار [3] مستقرة في المستوى فهذا يدلّ على وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج ممّا يعني وجود علاقة توازنية طويلة المدى بين هذه المتغيرات.

2-5-2. اختبار جوهانسن للتكامل المشترك [18]:

يقترح كل من Johansen و Johansen and Juselius من أجل تحديد عدد معادلات التكامل، استخدام اختبارين إحصائيين مبنيين على دالة الإمكانات العظمى Likelihood Ratio Test (LR) وهما اختبار الأثـر (λ_{trace}) واختبار القيم الذاتية العظمى $(\lambda_{\max})$.

يتم حساب اختبار الأثر كالتالي: $\lambda_{trace} = -n\sum_{i=r+1}^{k} Ln(1-\lambda_i)$

حيث يختبر فرضية العدم القائلة بأن عدد متجهات التكامل المشترك يقل عن أو يساوي العدد r.

أما اختبار الإمكانيات العظمى فيتم حسابه كالآتي:

$$\lambda_{\max} = -n\log(1-\lambda_{r+1}) \qquad r = 0,1,2....$$

حيث يتم اختبار فرضية العدم أن عدد متجهات التكامل المشترك تساوي العدد r مقابل الفرضية البديلة أن عدد متجهات التكامل المشترك تساوي العدد $(r+1)$.

ولكن قبل إجراء الاختبار لابد من تحديد عدد فترات الابطاء الأمثل التي نجري على أساسها الاختبار. وهناك عدة معايير لتحديد فترة الابطاء إذ يتم اختيار عدد الفترات الأمثل بناء على ما اتفقت عليه غالبية المعايير. ونتائج التقدير موضحة في الجدول التالي:

الجدول 04 معايير تحديد عدد فترات الإبطاء الأمثل

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-653.8760	NA	8.21e+12	43.92507	44.15860	43.99978
1	-519.9457	214.2885*	5.92e+09*	36.66305*	38.06425*	37.11130*
2	-498.9586	26.58375	9.00e+09	36.93057	39.49943	37.75237
3	-479.7746	17.90499	2.05e+10	37.31831	41.05483	38.51366

* تشير إلي فترة الإبطاء المختارة بواسطة المعيار. **المصدر** من اعداد الباحثان من مخرجات برنامج EViews 8

يظهر من نتيجة التقدير أن كل المعايير المستخدمة (LR,FPE,AIC,SC,HQ) اتفقت على أن فترة الإبطاء الأمثل هي واحد وعليه سوف يتم التقدير لاختبار جوهانسن للتكامل المشترك في إطار فترة واحدة.

نتائج اختبار جوهانسن للتكامل المشترك موضحة في الجدول التالي:

الجدول 05 اختبار جوهانسن للتكامل المشترك

	فرض العدم	**احصائية الأثر** (λ_{trace})	**القيم الحرجة عند %5** Critical Value at 0.05	**الاحتمال**
اختبار الأثر Trace test	H_0 :q=0	81.43263	69.81889	0.0045
	H_0 :q>1	43.57403	47.85613	0.1192
اختبار القيمة الذاتية العظمى Maximum eigen value test	**فرض العدم**	**احصائية القيمة الذاتية العظمى** $(\lambda_{\max})$	**القيم الحرجة عند%5** Critical Value at 0.05	**الاحتمال**
	H_0 :q=0	37.85859	33.87687	0.0158
	H_0 :q>1	20.74610	27.58434	0.2919

المصدر من إعداد الباحثان باستخدام برنامج EViews 8

عند اختبارنا لفرض العدم بعدم وجود علاقة تكامل مشترك فإن قيمة احصائية الأثر المحسوبة كانت أكبر من القيمة الحرجة الجدولية عند مستوى 5% ممّا يجعلنا نرفض فرض العدم ونقبل الفرض البديل الذي ينص على وجود معادلة تكامل مشترك واحدة على الأقل، وما يدعم هذا القرار هو احتمال احصائية الاختبار سواء اختبار الأثر أو اختبار القيمة الذاتية العظمى وهو أقل من 5%. هذه النتيجة تعني إمكانية وجود أكثر من معادلة تكامل مشترك ممّا يجعلنا نجري الاختبار من جديد على أساس أن فرضية العدم تنص على أنه يوجد معادلة تكامل مشترك واحدة والفرض البديل يوجد أكثر من معادلة تكامل مشترك فكانت النتائج أن قيمة الاحصائية المحسوبة أقل من القيمة الحرجة الجدولية عند مستوى 5% ممّا يدفعنا لأن نقبل فرض العدم الذي ينص على وجود معادلة تكامل مشترك واحدة.

وبالتالي فقد ثبت من خلال اختبار جوهانسون بوجود علاقة توازنية طويلة المدى بين متغيرات النموذج.

وعلى هذا الأساس فإن النموذج الذي يسمح بتمثيل العلاقة بين معدّل الادخار المحلي والمتغيرات التفسيرية هو نموذج تصحيح الخطأ.

2-6. تقدير نموذج تصحيح الخطأ:

بعد التأكد من أن السلاسل الزمنية لمتغيّرات الدّراسة غير ساكنة في المستوى وساكنة في الفرق الأول وبعد التحقّق من أنها جميعا متكاملة تكاملا مشتركا يتضح أن هناك علاقة توازنية طويلة المدى بين معدّل الادخار المحلي والمتغيرات المستقلة. وعليه فإن تقدير العلاقة بين هذه المتغيرات يكون في اطار نموذج تصحيح الخطأ، والذي يتضمن امكانية اختبار وتقدير العلاقة في المدى القصير والطويل. وفق منهجية انجل- غرانجر فإن نموذج تصحيح الخطأ يتم تقديره على مرحلتين:

- في المرحلة الأولى يتم تقدير نموذج العلاقة التوازنية في المدى الطويل ويسمى بانحدار التكامل المشترك؛
- في المرحلة الثانية يتم تقدير نموذج العلاقة في المدى القصير ويسمى نموذج تصحيح الخطأ.

2-6-1. تقدير العلاقة التوازنية على المدى الطويل: نموذج انحدار التكامل المشترك

تتضمن العلاقة التوازنية على المدى الطويل الانحدار بين مستويات المتغير التابع والمتغيرات المستقلة اي تقدير معادلة الانحدار. تقدير هذه العلاقة باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية بناء على مخرجات برنامج EViews 8 أعطى النتائج التالية:

$$TEP_t = -15.1833 + 0.60307.TEP_{t-1} + 0.006101.PIBPC_t + 0.1582.TIR_t - 0.40404.(M2/PIB)_t - 0.19163.INF_t \quad [5]$$

t-statistic	- 1.434	5.13697	3.564403	1.8345	-4.811739	-1.898122

prob	0.1628	0.0000	0.0014	0.0776	0.0001	0.0684
$R^2 = 0.898150$		$Adj.R^2 = 0.879289$	$F-stat = 47.61931$	$\Pr ob(F-stat.) = 0.00000$		$DW = 1.7067$

نلاحظ من نتائج التقدير ما يلي:

معامل معدل الادخار المبطأ موجب ومعنوي حيث أن الارتفاع المسجل في معدّل الادخار للفترة السابقة بـ 1% يؤدي إلى ارتفاع معدل الادخار للمدى الطويل بـ 0.6%. وهذا يثبت ما افترضناه مسبقا من أن ادخار الفترة السابقة يحفّز ادخار الفترة الجارية.

معامل الناتج الداخلي الخام الفردي موجب ومعنوي عند مستوى 1% وهو ما اثبتته العديد من الدّراسات التطبيقية حيث أن ارتفاع الناتج الفردي بوحدة نقدية واحدة يؤدي إلى ارتفاع معدّل الادخار على المدى الطويل بـ 0.006 نقطة.

معدّل الفائدة الحقيقي سجل أثرا موجبا ومعنويا عند مستوى 10%، حيث أن ارتفاع معدّل الفائدة بنقطة واحدة يؤدي إلى ارتفاع معدّل الادخار المحلي بـ 0.15 نقطة. وبالنسبة لدرجة عمق وتطور النظام المالي الذي يقاس بـ(M2/PIB) نسبة عرض النقود بالمعنى الواسع إلى الناتج الداخلي الخام فإنه سالب ومعنوي عند مستوى 1% .حيث أن عمليات التحرير المالي المعبرة عن عمق النظام المالي اسفرت عن أثر سلبي على الادخار المحلي فأي زيادة في نسبة عرض النقود بـ1% تؤدي إلى انخفاض معدّل الادخار بـ 0.4%.

فيما يتعلق بمعدّل التضخم فإن أثره سلبي عند مستوى معنوية 10%. حيث أن ارتفاع معدّل التضخم بنقطة واحدة يؤدي إلى انخفاض معدّل الادخار المحلي بـ 0.19 نقطة.

إلا أن الحدّ الثابت سالب وغير معنوي عند جميع مستويات المعنوية.

تشير قيمة معامل التحديد إلى قدرة تفسيرية عالية للمتغيرات المستقلة في شرح سلوك المتغير التابع حيث أن 98.8% من تغيرات معدّل الادخار ترجع إلى المتغيرات الخارجية المستخدمة في هذا النموذج وهذه النتيجة تدعّم معنوية المعلمات في تفسير السلوك الادخاري.

تشير احصائية فيشر إلى معنوية النموذج المقدّر وجوهرية معامل التحديد لأن قيمة فيشر المحتسبة أكبر من القيمة الجدولية وهذا عند مستوى معنوية 1% كما يدلّ عليه احتمال احصائية فيشر.

نأتي الآن إلى فحص البواقي لمعرفة إن كان هذا النموذج يعاني من بعض المشاكل القياسية المتمثلة في: الارتباط الذاتي لبواقي التقدير، غياب التوزيع الطبيعي، عدم ثبات تباين الأخطاء.

فحص البواقي باستخدام برنامج EViews 8 أعطى النتائج التالية:

الجدول 06 اختبارات فحص بواقي نموذج انحدار التكامل المشترك

اختبار الارتباط الذاتي	اختبار ثبات التباين	اختبار التوزيع الطبيعي
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test :	**Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey**	**Normality Test :** Jarque-Bera
F-statistic = 0.385998	F-statistic = 0.725993	Statistic = 0.035338
Prob. F(2,25) = 0.6838	Prob. F(6,27) = 0.6099	
$n*R^2$ = 0.988510	$n*R^2$ =3.910840	Probability = 0.982486
Prob. $\chi^2(2)$ = 0.6100	Prob. $\chi^2(5)$= 0.5623	

المصدر جمع من طرف الباحثان بناء على مخرجات برنامج EViews 8

2-6-1-1. اختبار Breusch-Godfrey للارتباط الذاتي بين بواقي التقدير:

تنص فرضية العدم لهذا الاختبار عن غياب الارتباط الذاتي بين البواقي. و يتم تقدير النتيجة باستخدام احصائية فيشر واحصائية اختبار LM والتي لها نفس توزيع χ^2.

وكما يظهر من نتيجة الاختبار في الجدول فإن احصائية Fisher المحسوبة أقل من قيمتها الجدولية أي: (F_{cal} =0.385998< F_{tab}=3.385)، ممّا يعني قبول فرض العدم بغياب ارتباط ذاتي بين البواقي والاحتمال المرافق لإحصائية فيشر يدعّم هذه النتيجة عند جميع مستويات المعنوية. بالنسبة لاختبار LMفان قيمة $n*R^2$ المحسوبة والتي لها توزيع χ^2 أقل من احصائية χ^2 الجدولية عند مستويات المعنوية 5% 1% و10%.ممّا يجعلنا نقبل فرض العدم بعدم وجود ارتباط ذاتي بين بواقي التقدير.

2-6-1-2. اختبار Breusch-Pagan-Godfrey لعدم ثبات تباين البواقي:

تنص فرضية العدم لهذا الاختبار بثبات تباين الأخطاء. و يتم تقدير النتيجة باستخدام احصائية فيشر واحصائية اختبارLM بشكل مماثل للاختبار السابق. ويظهر من نتيجة الاختبار أن احصائية فيشر المحسوبة F_{cal} =0.725993 أقل من الجدولية F_{tab}=2.459 ممّا يجعلنا نقبل فرض العدم بثبات تباين الأخطاء. كما أن اختبارLM يؤدي إلى نفس النتيجة حيث أن قيمة:

$n*R^{2=}3.910840 < \chi^2_{(5)}$ عند مستويات المعنوية 10% 5% 1% والاحتمال المرافق لإحصائية χ^2 يثبت ذلك أيضا ممّا يعني قبول فرض العدم بثبات تباين الأخطاء.

2-6-1-3. اختبار التحقق من التوزيع الطبيعي لبواقي التقدير:

للتحقّق من اتباع سلسلة بواقي التقدير لتوزيع طبيعي سوف نستخدم اختبار Jarque-Bera لقبول أو رفض فرضية العدم التي تنص على أن بواقي تقدير معادلة الانحدار موزعة توزيعا طبيعيا حيث نقارن قيمة إحصائية Jarque-Bera مع إحصائية χ^2. وكما يبدو من الجدول 06 فإن احصائية J-B أقل

من χ^2 والاحتمال المرافق لها يفوق مستويات المعنوية 10% 5% 1% ممّا يعني قبول فرض العدم وهو أن بواقي التقدير تتبع توزيعا طبيعيا.

وبالتالي فإن نموذج انحدار التكامل المشترك المقدر بطريقة المربعات الصغرى العادية خال من المشاكل القياسية التي تؤدي إلى تقديرات زائفة.

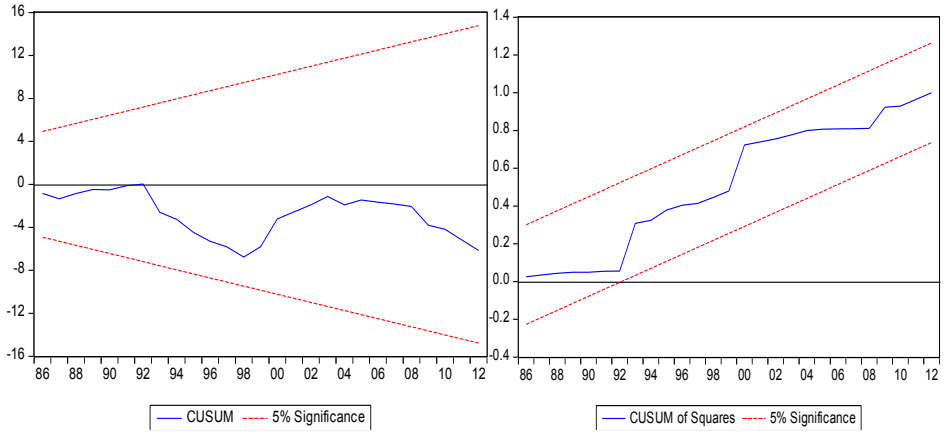
2-6-1-4. اختبار استقرار النموذج (Stability Test):

لكي نتأكد من خلو البيانات المستخدمة في هذه الدّراسة من وجود أي تغيرات هيكلية فيها لا بد من استخدام أحد الاختبارات المناسبة لذلك مثل: المجموع التراكمي للبواقي المعاودة (CUSUM)، و كذا المجموع التراكمي لمربعات البواقي المعاودة (CUSUM of Squares). و يعدّ هذان الاختباران من أهم الاختبارات في هذا المجال لأنه يوضح أمرين مهمين وهما تبيان وجود أي تغير هيكلي في البيانات، ومدى استقرار وانسجام المعلمات طويلة الأمد مع المعلمات قصيرة الأمد.

يتحقق الاستقرار الهيكلي للمعاملات المقدرة لنموذج انحدار التكامل المشترك باستخدام طريقة انجل-غرانجر، إذا وقع الشكل البياني لاختبارات كل من CUSUM و CUSUM of Squares داخل الحدود الحرجة عند مستوى 5 %.

على ضوء معظم هذه الدّراسات قمنا بتطبيق اختبارات CUSUM و CUSUMSQ التي اقترحها كل من Brown، Dublin و Evans (1975) [19]

الشكل 01 اختبار استقرار نموذج انحدار التكامل المشترك



من خلال الرسم البياني نلاحظ أن اختبار كل من $CUSUM$ و $CUSUMS$ يقعان داخل الحدود الحرجة عند مستوى 5% ممّا يعني أن المعلمات المقدرة لنموذج انحدار التكامل المشترك مستقرة هيكليا خلال طول فترة الدراسة.

2-6-2. تقدير النموذج في المدى القصير:

يتم تقدير النموذج في المدى القصير بإدخال البواقي المقدرة في انحدار المدى الطويل كمتغير مستقل مبطئ بفترة واحدة ونرمز لمعامل بواقي التقدير بالرمز π ويسمى بحد تصحيح الخطأ حيث :

$$\varepsilon_t = TEP_t - (a_0 + a_1 . TEP_{t-1} + a_2 . PIBPC_t + a_3 . TIR_t + a_4 . (M2/PIB)_t + a_5 . INF_t) \quad [6]$$

تضاف البواقي كمتغير مستقل مبطئ بفترة واحدة في نموذج علاقة المدى القصير بجانب فروق المتغيرات الاخرى الغير ساكنة في مستواها كما يلي:

$$\Delta TEP_t = \beta_0 + \beta_1 . \Delta TEP_{t-1} + \beta_2 . \Delta PIBPC_t + \beta_3 . \Delta TIR_t + \beta_4 . \Delta (M2/PIB)_t + \beta_5 . \Delta INF_t + \pi . \varepsilon_{t-1} + e_t \quad [7]$$

تقدير هذا النموذج باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية اعطى النتائج التالي:

الجدول07 نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطا بطريقة المربعات الصغرى

variables	intercept	ΔTEP_{t-1}	$\Delta PIBPC_t$	ΔTIR_t	$\Delta(M2/PIB)_t$	ΔINF_t	ε_{t-1}
coefficient	−0.40233	0.53647	0.00710	−0.09379	−0.53441	−0.0834	−0.7808
t−statistic	−0.59870	2.80765	2.32518	−0.67123	−4.92686	−0.6365	2.82488
prob	0.5548	0.0095	0.0285	0.5082	0.0000	0.5302	0.0092

المصدر جمع من طرف الباحثان من مخرجات برنامج EViews 8.

R^2=0.6209 F−statistic=6.824692 Prob(F−stat.)=0.000224

DW=1.843723

إن ظهور π في النموذج أعلاه يدل على أن قيمة معدّل الادخار المحلي في المدى القصير لا تتساوى مع قيمتها التوازنية في المدى الطويل، ولذلك فإنه في المدى القصير يكون هنالك تصحيح جزئي لهذا الاختلال. وهنا يمثل معامل حد تصحيح الخطأ π مؤشر تعديل القيم الفعليه لمعدّل الادخار المحلي باتجاه قيمته التوازنية من فترة لأخرى أي أن هذا المعامل يقيس نسبة اختلال التوازن في الفترة السابقة t−1 التي يتم تصحيحها أو تعديلها في الفترة t باتجاه قيمتها التوازنية.

يتضح من نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ الموضحة في الجدول 07 معنوية حد تصحيح الخطأ π عند مستوى معنوية 1% مع الإشارة السالبة المتوقعة وهذا تأكيد أيضا على وجود علاقة توازنية طويلة المدى.

تشير قيمة معامل حدّ تصحيح الخطأ (7808 .0-) إلى أن معدل الادخار المحلي يتعدّل نحو قيمته التوازنية في كل فترة زمنية بنسبة 78.08% من اختلال التوازن المتبقي من الفترة السابقة t-1. وبعبارة أخرى إن معدّل الادخار المحلي يصحّح من اختلال قيمته التوازنية المتبقية من كل فترة ماضية بنحو 78.08% أي أنه عندما ينحرف معدّل الادخار المحلي في المدى القصير عن قيمته التوازنية في المدى الطويل فإنه يتم تصحيح ما يعادل 78.08% من هذا الانحراف في الفترة t.

من ناحية أخرى فإن نسبة التصحيح هذه تدلّ على سرعة تعديل مرتفعة نحو التوازن حيث يستغرق معدّل الادخار المحلي ما يقارب 1.3 سنة ليصل إلى قيمته التوازنية بعد أثر أي صدمة في النظام نتيجة حدوث تغير في المتغيرات الخارجية للنموذج.

III. خاتمة: النتائج والتوصيات:

نختم هذه الدّراسة بإلقاء أضواء التحليل الاقتصادي على النتائج التطبيقية المحصل عليها:

إن المعنوية الاحصائية للناتج الداخلي الخام الفردي تعكس معنويته الاقتصادية أيضا، فهو محدّد رئيسي لدالتي الاستهلاك والادخار وقد قدّر الميل الحدي للادخار بحوالي 0.006 وهو محصور بين الصفر والواحد، ممّا يتماشى مع فرضية الدخل المطلق لكينز حيث أن ارتفاع نصيب الفرد من الناتج الداخلي الخام بدينار واحد يؤدي إلى ارتفاع معدّل الادخار بـ 0.006 نقطة.

بالنسبة لمستوى الادخار السابق فإنه يؤثر في ادخار الفترة الجارية بشكل معنوي وهذا في اطار عملية التعديل التي تمسّ مختلف متغيّرات النشاط الاقتصادي، حيث أن ارتفاع معدّل ادخار الفترة السابقة بنقطة واحدة يؤدي إلى ارتفاع معدّل ادخار الفترة الجارية بـ 0.6 نقطة. وهذا الأثر يمنع أو على أقل تقدير يبطئ أثر الصّدمات الخارجية التي تمسّ المتغيّرات الخارجية للنموذج. هذه الصّدمات يمكنها أن تؤدّي إلى تقلبات كبيرة في معدّلات الادخار وهذا ما لاحظناه خلال الفترة 1986-1990 حيث بلغت معدّلات الادخار المحلي أدنى مستوى لها وهو 20 بالمائة وهذا بسبب الصدمة البترولية 1986 التي انعكست آثارها على المتغيّرات الكلية للاقتصاد الجزائري.

أثر معدّل الفائدة الحقيقي على الودائع موجب ومعنوي ممّا يعني أن ارتفاع مردودية الودائع يدفع الأفراد لتقليص الاستهلاك وزيادة الادخار باعتباره استهلاكا مستقبليا، وهو ما يعرف بأثر الاحلال هذا من جهة ومن جهة أخرى فإن ارتفاع المردود الحقيقي للودائع يعني ارتفاع في دخل الفائدة وهو ما يعرف بأثر الدخل. فكلا الأثرين موجب ولهذا فإن ارتفاع معدّل الفائدة الحقيقي يؤدي إلى ارتفاع معدّل الادخار المحلي.

درجة تطوّر النظام المالي تؤثر في الادخار من خلال تحرير الأسواق المالية الذي يدفع بمعدّل الفائدة نحو الارتفاع، والذي يؤدي بدوره إلى ارتفاع مستوى الادخار. إلا أن تحرير السوق المالية في الجزائر سجل أثرا سلبيا على الادخار المحلي و يمكن تفسير هذا الأثر بضعف مردودية الأصول المالية أو عدم

وجود بدائل متنوعة تسمح باستقطاب الادخار، أو يمكن تفسيره أيضا بتدهور قيمة الدينار الجزائري نتيجة التخفيضات المتتالية. الأمر الذي دفع الأفراد بإحلال الأصول الحقيقية محلّ الأصول المالية.

سجّل التضخّم أثرا سالبا و معنويا على الادخار المحلي وهذا الأثر كان متوقعا، و يمكن تفسيره على أن ارتفاع معدّل التضخم يؤدي إلى تدهور قيمة الأصول المالية، مضافا إليها غياب سوق مالية متطورة وتدهور سعر صرف الدينار كل هدا يدفع الأفراد إمّا إلى التوجه نحو اقتناء أصول حقيقية، أو توجيه ادخاراتهم إلى الأسواق المالية الأجنبية نظرا لارتفاع المردود الحقيقي للأصول المالية في هذه الأسواق التي تتميّز باستقرار اقتصادي.

على هذا الأساس فإنّنا ندعو السلطات إلى ضرورة تطوير السوق المالية بالتشجيع على رسملة المؤسسات وتنمية الثقافة المالية، وهذا لجلب الادخارات اللازمة لتمويل الاستثمارات وايجاد قنوات بديلة عن المديونية.

نتائج هذه الدّراسة مستخلصة من بيانات واحصائيات والتي ربما لا تكون على درجة كافية من الدّقة والموثوقية. كما أن النموذج المقترح لا يمكّننا الادعاء بأنه تضمن كل العوامل أو على الأقل العوامل الأساسية المحدّدة للادخار بل تبقى هناك عوامل قد يكون لها الأثر الكبير في تفسير تغيّرات الادخار ولهذا ندعو الطلبة والباحثين إلى مواصلة جهود البحث في هذا الموضوع نظرا لأهميته النظرية والعملية.

المراجع

[1] N.Loayza, K.Schmidt-Hebbel and Serven (2000), What drives private saving across the world ?.Review of Economics and statistics, vol.82.url: http://www-wds.worldbank.org/servlet/WDSContentServer/WDSP/IB/2000/04/24/000094946_00040705412170/Rendered/PDF/multi_page.pdf.

[2] P.R.Masson, T.Bayoumi and H.Samiei(1998) , "International Evidence on the determinents of private saving", in the world Bank Economic Review, vol.12 N°03.url: http://documents.banquemondiale.org/curated/fr/1998/09/17724593/international-evidence-determinants-private-saving#.

[3] I.A.Elbadawi,F.M.Mwega, « Can Africa's saving collapse be reversed ? World Bank Economic Review,vol.14,Issue 3,pp.415-443.

[4] S.Edward (1995), Why are Saving Rates so Different Across Countries?: An International Comparative Analysis. NBER Working Paper No. 5097. http://www.nber.org/papers/w5097

[5] Reinhart, Carmen & Ogaki, Masao & Ostry, Jonathan (1996), Saving Behavior in Low- and Middle-Income Developing Countries: A Comparison .MPRA Paper n°6978. http://mpra.ub.uni-muenchen.de/6978/1/ MPRA_paper_6978.pdf.

[6] K.Schmidt-Hebbel,S.B.Webb and G.Corsetti(1992) , Honsehold saving in developing countries :First Cross-Country Evidence , in Oxford University Press. http://www.jstor.org/discover/10.2307/3989984?sid=21105919092693&uid=2129&uid=2&uid=70&uid=3737904.

[7] K.Schmidt-Hebbel,S.B.Webb and G.Corsetti 1992,Idem.

[8] A. Ando and F.Modigliani,1963), The American Economic Review, Vol. 53, No. 1, Part 1 (Mar., 1963), pp. 55-84.URL : http://www.jstor.org/stable/1817129

[9] I.A.Elbadawi,F.M.Mwega ,Idem.

[10] A.Deaton , C. Paxson. Growth, demographic structure, and national saving in Taiwan. Research Program in Development Studies. Princeton University. June 1999. https://www.princeton.edu/rpds/papers/pdfs/deaton_paxson_growth_taiwan.pdf.

[11] B.Balassa,1989. The effects of interest rates on savings in developing countries,Working Paper Series 56 ,the world bank,septembre 1989.url : core.ac.uk/download/pdf/6243425.pdf.

[12] C. Reinhart and J. Ostry,1995, Saving and real interest rates in developing countries, MPRA Paper No.13352.url : http://mpra.ub.uni-muenchen.de/13352/.

[13] J.Thornton, 1994, FINANCIAL DEEPENING AND ECONOMIC GROWTH: EVIDENCE FROM ASIAN ECONOMIES. Savings and Development. Vol. 18, No. 1 (1994), pp. 41-51. Published by: Giordano Dell-Amore Foundation. URL: http://www.jstor.org/stable/25830365.

[14] Howard, David H,1978, Personal Saving Behavior and the Rate of Inflation**,** The Review of Economics and Statistics, Vol. 60, No. 4, Nov., 1978. url :http://links.jstor.org/sici?sici=0034-6535%28197811%2960%3A4%3C547%3APSBATR%3E2.0.CO%3B2-F&origin=repec

[15] S.Edward (1995), Why are Saving Rates so Different Across Countries?: An International Comparative Analysis.Idem.

[16] P.R.Masson, T.Bayoumi and H.Samiei(1998) , "International Evidence on the determinents of private saving"Idem.

[17] Robert F. Engle and C. W. J. Granger (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. Econometrica.Vol. 55, No. 2 (Mar., 1987), pp. 251-276.URL : www.ntuzov.com/Nik_Site/Niks.../EG_1987.pdf.

[18] S.Johansen and K. Juselius 1990 , maximum likelihood estimation and inference on cointegration ,with applications to the demand for money. Oxford bulletin of economics and statistics,52-2(1990). url : http://digidownload.libero.it/rocco.mosconi/JohansenJuselius1990.pdf.

[19] R. L.Brown,J.Durbin and J.M.Evans, Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time, Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological), Vol. 37, No. 2. (1975), pp. 149-192. URL: http://www.jstor.org/stable/2984889.